



# Técnicas de propensión y algoritmos de emparejamiento para datos observacionales

---

**Bastián González-Bustamante**

University of Oxford & Universidad de Santiago de Chile

✉ [bastian.gonzalezbustamante@politics.ox.ac.uk](mailto:bastian.gonzalezbustamante@politics.ox.ac.uk)

Presentación preparada para el taller mensual de Analítica Fundación

11 de mayo, 2023

# Tabla de contenidos

1. Materiales e introducción
2. Estrategias de inferencia causal
3. Puntuación de propensión y emparejamiento
4. Demostración en Posit Cloud
5. Take Aways





Artwork por Allison Horst

# **Materiales e introducción**

---



- Presentación en [Beamer-L<sup>A</sup>T<sub>E</sub>X](#) en  GitHub
- Artículo principal para el taller publicado en [RChDyCP](#)
- Artículo complementario para el taller publicado en [BJPIR](#)
- Demostración abreviada en [Posit Cloud](#)
- Repositorio del código en  [GitHub](#)
- Deposito del código en [Zenodo](#)

## ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

### Métodos cuantitativos para estudiar a las élites: Aplicaciones prácticas, sesgos y potencialidades\*

*Quantitative Methods for Studying Elites: Practical Applications, Biases and Potential*

BASTIÁN GONZÁLEZ-BUSTAMANTE\*

*University of Oxford, Oxford, Reino Unido  
Universidad de Santiago de Chile (USACH), Santiago de Chile, Chile*

**RESUMEN** Este trabajo metodológico discute aplicaciones prácticas, ventajas y desventajas del análisis histórico de eventos o de supervivencia en comparación con estrategias econométricas clásicas en ciencias sociales como las regresiones logísticas binarias. En consecuencia, se analiza cuándo el enfoque de supervivencia es conveniente en comparación con modelos logísticos y los riesgos de trabajar con datos observacionales y estimaciones potencialmen-

1. Versiones preliminares de los modelos observacionales no-paramétricos y algunas versiones paramétricas desestimadas fueron presentadas en el Simposio Internacional "Ministros e ministros: tecnocracia e política" organizado por el Observatório de Elites Políticas e Sociais do Brasil de la Universidade Federal do Paraná, Curitiba 2018. Una versión preliminar de este trabajo también fue presentada en el XI Congreso Latinoamericano de Ciencia Política, virtual 2022. Agradezco a Adriano Córdato, Renato Perissinotto, Carla Costeira y Mariana Rangel por sus valiosos comentarios. Mis agradecimientos también para el proyecto ANID/FONDECYT/1100877 y para Alfredo Joignant por otorgarme acceso a la Encuesta de Elites en Chile (1990-2010).

2. Investigador Doctoral en el Departamento de Ciencia Política y Relaciones Internacionales y St Hilda's College de University of Oxford, Reino Unido. Además, es Profesor Instructor del Departamento de Gestión y Políticas Públicas de la Facultad de Administración y Economía de la Universidad de Santiago de Chile (USACH). Candidato a Doctor en Ciencia Política por University of Oxford, Reino Unido. Magister en Ciencia Política, Administración Pública y Licenciado en Ciencias Políticas y Gubernamentales con mención en Gestión Pública por la Universidad de Chile. Sus investigaciones y trabajo docente se enfocan en la estabilidad de los regímenes de gobierno, gabinetes, élites políticas, servicio civil y gestión de crisis. Ha publicado en *The International Journal of Press/Politics*, *World Development*, *Government and Opposition*, *The British Journal of Politics and International Relations*, *Bulletin of Latin American Research*, entre otras revistas. E-mail: bastian.gonzalezbustamante@politics.ox.ac.uk, bastian.gonzalez.bg@usach.cl <https://orcid.org/0000-0003-1510-6820>

12

Este artículo (RChDyCP, 2021) discute aplicaciones, ventajas y desventajas del enfoque de supervivencia en comparación con estrategias econométricas como GLMs o logit aplicado a los estudios de élites.

- Ilustra una la aplicación de propensity score que vamos a revisar en este taller
- **Código para R** disponible para Zenodo con algunos chunks bajo embargo. DOI: [10.5281/zenodo.6098061](https://doi.org/10.5281/zenodo.6098061)

# Artículo complementario para el taller



Original Article



BJPIR

The British Journal of Politics and International Relations

1–20

© The Author(s) 2023

Article reuse guidelines

sagepub.com/journalsPermissions

DOI: 10.1177/13618482231124622

journals.sagepub.com/home/bjpir



## Ministerial stability during presidential approval crises: The moderating effect of ministers' attributes on dismissals in Brazil and Chile

Bastián González-Bustamante<sup>1,2</sup>

### Abstract

This article analyses the effect of ministers' exposure to periods of low presidential approval in Brazil and Chile between 1990 and 2014. Approval is explored with quarterly estimates using a dyad-ratios algorithm and merged into a time-dependent cabinet data set to evaluate individual ministerial terminations ( $N=4245$ ). The empirical strategy combines time-varying exposure Cox regressions with observational data and propensity score and matching to estimate the effect of low approval on ministerial survival and perform a moderation analysis with three profiles associated with presidential strategies: (1) nonpartisan ministers to limit agency loss and moral hazard; (2) economists as ministers to optimise cabinet performance and send positive signals to the electorate; and (3) party leaders as ministers to optimise legislative support. The main findings show that risk increases by 135.1% in periods of low approval. In addition, approximately only one in five nonpartisan ministers is removed compared to party members.

### Keywords

Brazil, cabinets, Chile, ministerial turnover, presidential approval, propensity score, survival analysis

### Introduction

In May 2010, just a month after the start of Sebastián Piñera's first presidential term, Jaime Mañalich, the recently appointed health minister, was summoned to testify about an allegedly falsified alcohol test performed 7 months earlier on Piñera's brother after a traffic accident. The test took place at a private clinic where Mañalich was then general manager and Piñera was a shareholder. Regardless of public pressure, Mañalich remained

<sup>1</sup>Department of Politics and International Relations, St Hilda's College, University of Oxford, Oxford, UK

<sup>2</sup>Faculty of Administration and Economics, Universidad de Santiago de Chile (USACH), Santiago de Chile, Chile

### Corresponding author:

Bastián González-Bustamante, Department of Politics and International Relations, St Hilda's College,

University of Oxford, Cowley Place, Oxford OX4 1DY, UK.

Email: bastian.gonzalezbustamante@politics.ox.ac.uk; bastian.gonzalez.bg@usach.cl

La estrategia empírica de este artículo (BJPIR, On-lineFirst) combina regresiones de Cox de exposición variable en el tiempo con datos observacionales y propensity score y matching para estimar el efecto de la baja aprobación en la supervivencia ministerial.

- Ilustra una aplicación más sofisticada complementaria al taller
- **Demostración para R**, en el material adicional del paper, complementa el código anterior (chunk en embargo). DOI: [10.25384/SAGE.21346203.v1](https://doi.org/10.25384/SAGE.21346203.v1)

# Estrategias de inferencia causal

---

Problemas de diseño en estas estrategias pueden conducir a la obtención de estimaciones sesgadas y conclusiones erróneas ([González-Bustamante, 2020](#)).

Si se utilizan datos de encuestas con una muestra no probabilística es necesario que la **tasa de respuesta** sea elevada para reducir sesgos.

Aún con una tasa de respuesta elevada o un muestreo probabilístico bien realizado surge un problema metodológico con los **contrafactuales**.

**i** Confusión entre inferencia estadística e inferencia causal.



Aunque se trabaje con universos totales o muestras probabilísticas existe la desventaja de trabajar con **datos observacionales**. En este punto resulta necesario delinear una **estrategia de inferencia causal** para asegurar la obtención de estimaciones sin sesgo.

El resultado del proceso de inferencia puede ser comprendido como la diferencia entre la variable dependiente positiva y negativa de un caso  $i$ -th, en el caso de que la variable sea binaria (Angrist y Pischke, 2015; Imai, 2017).

En un diseño experimental esto es relativamente equivalente a tener un **grupo de tratamiento** y otro de **control con placebo**. Esta situación permite observar el efecto del tratamiento comparando individuos de características similares que recibieron el tratamiento con otros que se les administró un placebo.

Si, por ejemplo, la trayectoria empresarial  $D_i$  tuviese un efecto sobre algunas de las posiciones  $Y_{j[i]}$ , para estimar con precisión la existencia del efecto es necesario considerar los dos potenciales resultados que reflejan el acceso o no a la posición:  $Y_{j[i]1}$  e  $Y_{j[i]0}$ .

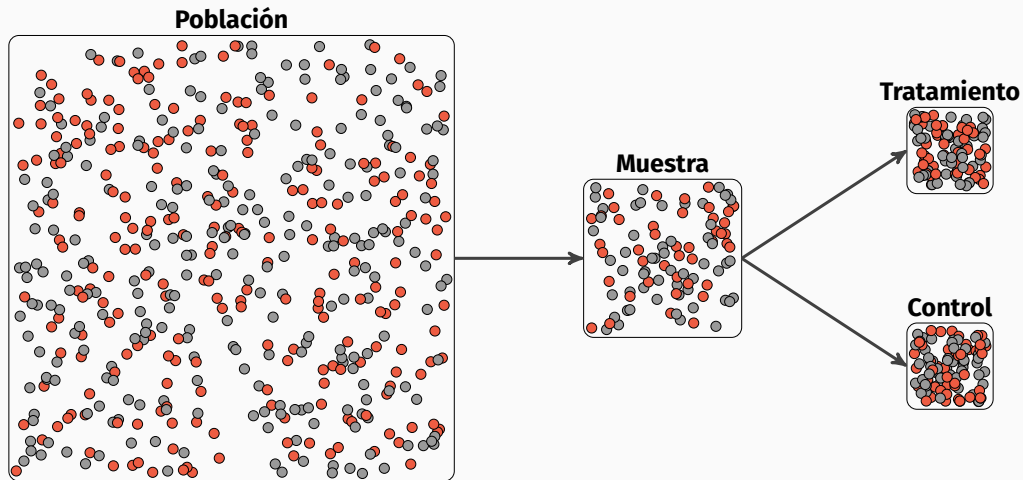
Sin embargo, la carrera política es un fenómeno complejo en el cual inciden diversas variables, no solo la trayectoria empresarial. Esto implica que es muy complejo obtener conjuntos de datos donde las variables de interés se distribuyan de **forma balanceada**.

Datos balanceados facilitan que cuando la variable de interés se **asigna aleatoriamente** se pueda eliminar el sesgo. Esta selección aleatoria implica que la expectativa condicional de la variable es equivalente en la presencia y ausencia de la variable independiente  $\mathbb{E}[Y_{j[i]} \mid D_i = 1] = \mathbb{E}[Y_{j[i]} \mid D_i = 0]$ .

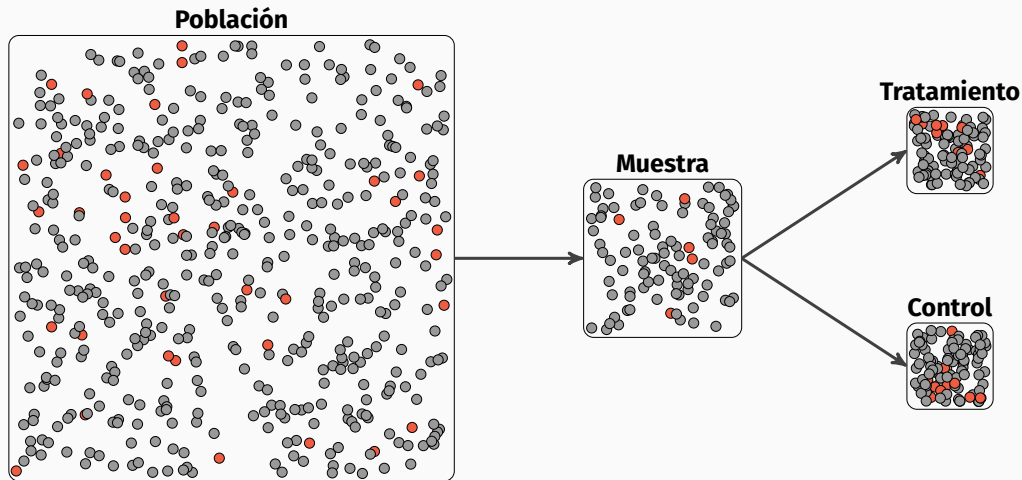
Por ejemplo, individuos con elevado capital social suelen ser exitosos en distintos campos y probablemente quienes no son exitosos poseen redes más febles, por tanto, si no hay una equivalencia en la expectativa condicional probablemente se obtendrá que el capital social es significativo y aumenta las probabilidades de alcanzar posiciones de prestigio.

**i** Los datos observacionales de élites suelen tener muy pocos individuos con capital social que no alcanzan posiciones elevadas. Pero esto se puede replicar a muchos otros objetos de estudio en ciencias sociales.

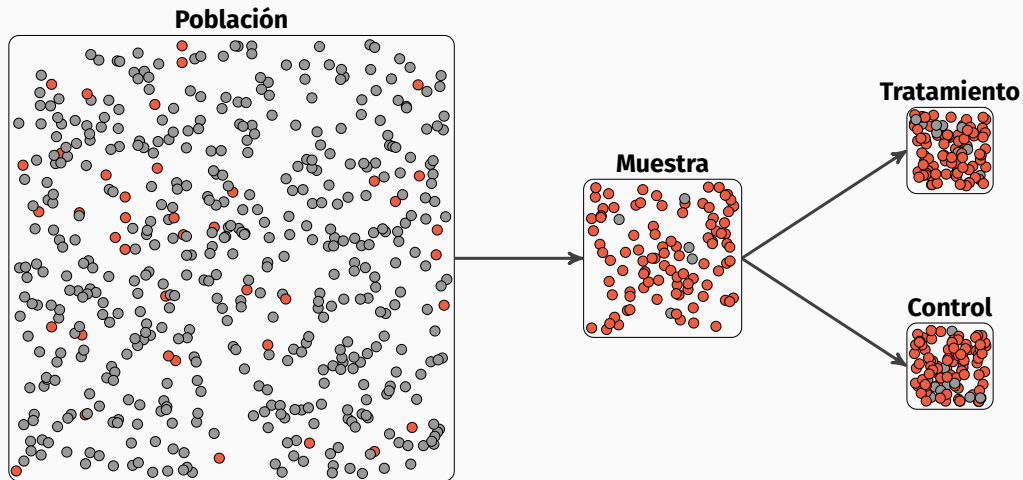
# Población distribuida normalmente, muestreo adecuado y asignación al azar



# Población desbalanceada, muestreo adecuado y asignación al azar



# Población desbalanceada, muestreo débil y asignación al azar



**¿Cómo solucionar la improbabilidad empírica de contar con  
datos balanceados?**

## Puntuación de propensión y emparejamiento

---



# El efecto de la trayectoria empresarial

En nuestras demostraciones econométricas medimos el efecto de la **trayectoria empresarial** en el **acceso** y **permanencia** en posiciones relevantes de la élite política chilena.

Los vínculos empresariales tienen una relevancia teórica ya que, tal como el capital político, poseen un componente dinámico que se vincula a la trayectoria individual y se asocian con reconversiones de capitales y movimientos entre campos (Alcántara, 2013; González-Bustamante y Luci, 2021; Joignant, 2011, 2012).

Esto se vincula al fenómeno de la circulación pública-privada y *revolving door* (Maillet et al., 2016, 2019).

Se usa la **Encuesta de Élite en Chile (1990-2010)**, actualizada por Joignant y González-Bustamante (2014), para evaluar el efecto de la trayectoria empresarial de los individuos  $i$ -th en su acceso a posiciones políticas relevantes  $Y_{j[i]}$ .

Tiene un muestreo no probabilístico y una estrategia de análisis posicional considerando los cargos más relevantes del poder ejecutivo y legislativo en Chile. La tasa de respuesta es 65,4 % y sube a 68,3 % si se excluyen a los individuos fallecidos al comienzo del trabajo de campo.

**i** Para estudiar las posiciones del Congreso es más problemático debido al muestreo realizado y las tasas de respuesta.

También se utiliza la **base de datos de ministros/as en Chile** de [González-Bustamante y Olivares \(2022\)](#) para evaluar el efecto de la trayectoria y vínculos empresariales de los individuos  $i$ -th en su permanencia o supervivencia en el gabinete. Estos datos han sido utilizados en trabajos como [González-Bustamante \(2022\)](#) (BJPIR).

Este conjunto de datos contiene diversas variables homologables a la encuesta anterior pero también cuenta con la fecha en que cada ministro/a asume y deja su cargo, información clave para ajustar modelos de supervivencia.

**i** Para controlar el problema de trabajar con datos observacionales y la selección no aleatoria en ambos conjuntos de datos se emplea **propensity score y emparejamiento** para corregir el sesgo.

# Evaluando acceso con regresiones logísticas y emparejamiento

**Etapla 1.** Se trabaja con modelos logísticos con todas las observaciones ( $N = 386$ ). Esto conceptualmente implica medir el acceso  $Y_{j[i]}$ , por ejemplo, de ministros/as  $Y_{1[i]}$  en comparación con individuos que en estricto rigor se desarrollaron en el poder legislativo  $Y_{2[i]}$  e  $Y_{3[i]}$  y viceversa.

Se ajusta una regresión de  $Y_{j[i]}$  sobre  $D_i$  incorporando una serie de controles relevantes: (a) sexo; (b) *dummies* para capital político dependiendo de la posición alcanzada en un partido ( $X_k$ ) ; (c) nivel educacional ( $X_1$ ); (d) variable binaria para escuela secundaria privada ( $X_2$ ); y (e) variable binaria de capital político familiar ( $X_3$ ):

$$Y_{j[i]} = \alpha + \gamma D_i + \delta \text{sex}_i + \sum_{k=1}^K \zeta_k X_{k[i]} + \beta_1 X_{1[i]} + \beta_2 X_{2[i]} + \beta_3 X_{3[i]} + \varepsilon_i \quad (1)$$

# Evaluando acceso con regresiones logísticas y emparejamiento

Lo anterior es impreciso metodológicamente por problemas de contraste y comparación de casos diferentes.

**Etapla 2.** Se mejora la especificación usando submuestras para el ejecutivo ( $n = 228$ ) y legislativo ( $n = 155$ ) de forma separada considerando que son carreras diferenciadas (procesos de socialización e incentivos diferentes). Además, se incorpora la militancia en  $L$  partidos como efecto fijo:

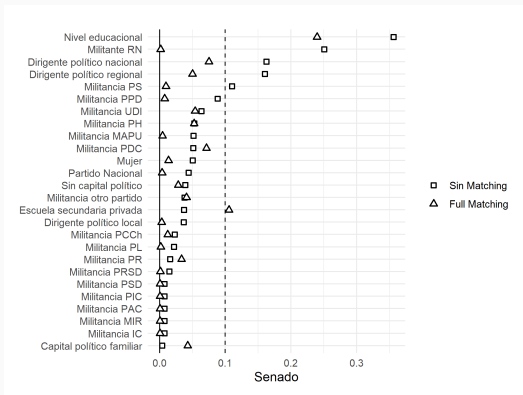
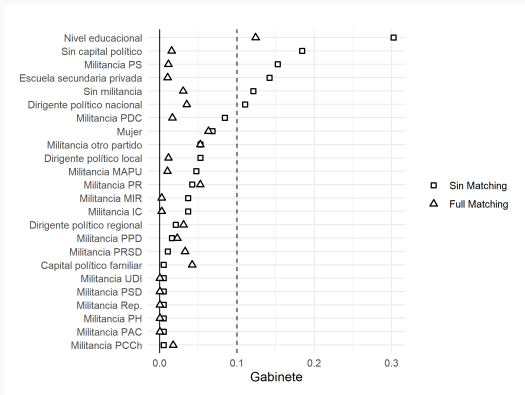
$$Y_{j[i]} = \alpha + \gamma D_i + \delta \text{sex}_i + \sum_{k=1}^K \zeta_k X_{k[i]} + \beta_1 X_{1[i]} + \beta_2 X_{2[i]} + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{l=1}^L \eta_l \text{party}_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

**Etapa 3.** Se estima **propensity score** y se empareja el conjunto de datos para estimar adecuadamente el efecto de la trayectoria empresarial. El ajuste se realiza con un modelo probit de la trayectoria empresarial  $D_i$  sobre los controles previamente utilizados como potenciales *confounders* y los efectos fijos por partido.

$$D_i = \varphi \left[ \alpha + \delta \text{sex}_i + \sum_{k=1}^K \zeta_k X_{k[i]} + \beta_1 X_{1[i]} + \beta_2 X_{2[i]} + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{l=1}^L \eta_l \text{party}_i + \varepsilon_i \right] \quad (3)$$

**i** Como este es un trabajo metodológico, los controles de los modelos observacionales se utilizan como *confounders* sin mayor teorización de las relaciones causales. Por tanto, los hallazgos deben ser considerados con precaución.

# Diferencias antes y después del emparejamiento



## Evaluando acceso con regresiones logísticas y emparejamiento

Se utiliza el **algoritmo full matching** que evita el descarte de observaciones durante el emparejamiento y se mantiene el nivel educacional como control en el modelo final ya que no se logra balancear (Austin et al., 2007; Hansen, 2004; Olmos y Govindasamy, 2015).

Por tanto, la estimación final se realiza con la siguiente ecuación para  $Y_1$  que incorpora las ponderaciones del emparejamiento y un ajuste por clústeres en los errores, para  $Y_2$  además se incorpora un control para el desbalance de la variable escuela secundaria privada  $\beta_2 w_i X_{2[i]}$ .

$$Y_{j[i]} = \alpha w_i + \gamma w_i D_i + \beta_1 w_i X_{1[i]} + \varepsilon_{i[clusters]} \quad (4)$$



# Trayectoria empresarial y acceso al gabinete y Congreso

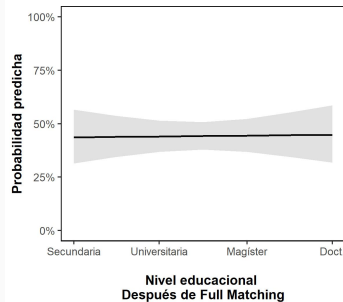
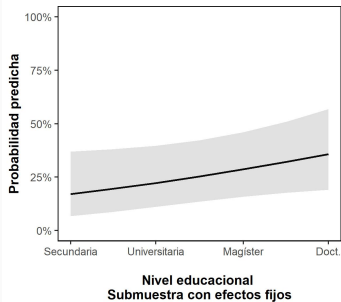
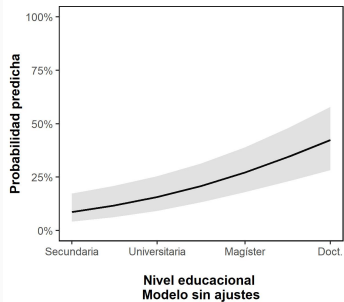
La trayectoria empresarial **no es significativa** en el acceso.

Al mejorar el ajuste y la estrategia de inferencia causal **el nivel educacional deja de ser significativo** pues su distribución está desbalanceada en la muestra original.

	Gabinete		Senado	
Trayectoria empresarial	0,333 (0,418)	0,026 (0,513)	-1,843* (1,119)	-1,455 (0,949)
Sexo (mujer)	0,534 (0,397)		-32,476 (5.165,310)	
Capital político (dirigente local)	-0,268 (0,710)		-19,789 (7.456,272)	
Capital político (dirigente regional)	0,030 (0,828)		-1,209 (1,394)	
Capital político (dirigente nacional)	1,437*** (0,403)		0,448 (0,954)	
Nivel educacional	0,997* (0,586)	0,049 (0,934)	-1,647 (1,246)	0,865 (1,972)
Escuela secundaria privada	0,129 (0,321)		0,427 (0,679)	0,555 (1,335)
Capital político familiar	0,567 (0,434)		1,019 (0,699)	
Constante	-1,700* (0,985)	-0,262 (0,593)	-20,618 (17.730,370)	-2,166 (1,675)
Matching	No	Full	No	Full
Sub. Clustering	No	Sí	No	Sí
Efectos fijos (partido)	Sí	PSA	Sí	PSA
Submuestra	Sí	Sí	Sí	Sí
VIF	Bajo	Bajo	Bajo	Bajo
Pseudo $R^2$	0,270	-	0,397	-
$N$	228	228	155	155
Log Likelihood	-131,972	-146,422	-49,187	-69,808
AIC	311,943	298,843	150,375	147,617

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$

# Efecto del nivel educacional en el acceso al gabinete



# Evaluando permanencia con modelos de supervivencia y emparejamiento

**Etapa 1.** Se utilizan modelos de riesgos proporcionales con una línea base  $\lambda_0(t)$  donde se mide la salida del gabinete. Se ajusta un modelo para  $D_i$  con los siguientes controles: (a) sexo; (b) independencia política; (c) capital político  $X_k$  en una versión binaria (dirigentes nacionales); (d) variable binaria de profesión de prestigio (abogados o economistas); y (e) capital político familiar  $X_3$ .

En este primer modelo se utiliza la censura administrativa alterada con base en un umbral de tiempo de permanencia de  $i$ -th del 75 % con respecto a la duración del mandato presidencial, por tanto, tiende a operar como un **modelo placebo**.

$$\lambda(t_i) = \lambda_0(t_i) \exp [\gamma D_i + \delta \text{sex}_i + \vartheta \text{nonpartisan}_i + \zeta X_{k[i]} + \mu \text{prof}_i + \beta_3 X_{3[i]} + \varepsilon_i] \quad (5)$$

# Evaluando permanencia con modelos de supervivencia y emparejamiento

Lo anterior es metodológicamente impreciso ya que considerar un umbral de permanencia u otros criterios de censura laxos tácitamente implica aumentar el sesgo de los datos observacionales.

**Etapa 2.** Se mejora el control de la concurrencia de eventos colindante (Breslow por Efron). Se incorporan los gobiernos en los cuales sirvieron los ministros/as como efectos fijos y se trabaja con censura administrativa estrictamente asociada al mandato presidencial.

$$\lambda(t_i) = \lambda_0(t_i) \exp [\gamma D_i + \delta \text{sex}_i + \vartheta \text{nonpartisan}_i + \zeta X_{k[i]} + \mu \text{prof}_i + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{g=1}^G \xi_g \text{gov}_i + \varepsilon_i] \quad (6)$$

# Evaluando permanencia con modelos de supervivencia y emparejamiento

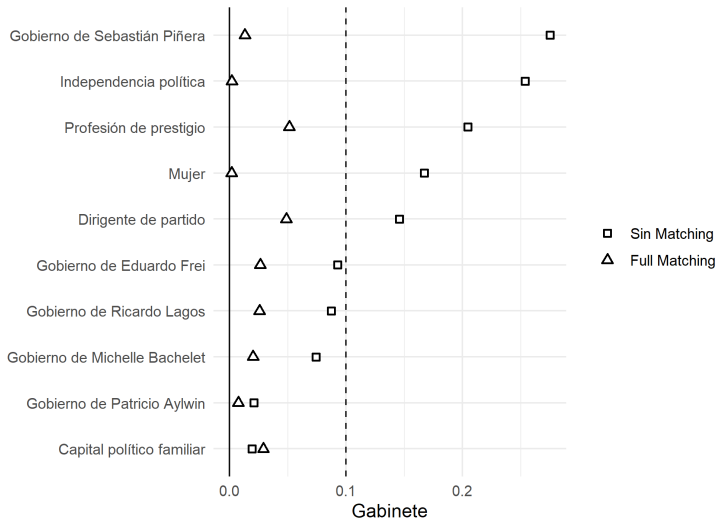
**Etapla 3.** Se estima **propensity score** y se empareja. Se utiliza un modelo probit simple con los controles previamente utilizados y efectos fijos.

$$D_i = \varphi[\alpha + \delta \text{sex}_i + \vartheta \text{nonpartisan}_i + \zeta_{k=4} X_{k=4[i]} + \mu \text{prof}_i + \beta_3 X_{3[i]} + \sum_{g=1}^G \xi_g \text{gov}_i + \varepsilon_i] \quad (7)$$

En esta oportunidad el **algoritmo full matching** permitió balancear la muestra, por tanto, en el modelo final solo se incorporan las ponderaciones y se ajusta por clústeres.

$$\lambda(t_i) = \lambda_0(t_i) \exp[\gamma w_i D_i + \varepsilon_{i[\text{clusters}]}] \quad (8)$$

# Diferencias antes y después del emparejamiento



# Trayectoria empresarial y permanencia en el gabinete

	Umbral 75%	Salida censurada	
Trayectoria empresarial	0,464 (0,428)	-0,456* (0,263)	-0,556** (0,248)
Sexo (mujer)	0,196 (0,445)	-0,416* (0,253)	
Independencia política	-0,067 (0,434)	-0,651** (0,316)	
Dirigente de partido	-0,146 (0,494)	-0,073 (0,221)	
Profesión de prestigio	-0,080 (0,408)	-0,116 (0,206)	
Capital político familiar	0,147 (0,363)	0,051 (0,200)	
Matching	No	No	Full
Sub. Clustering	No	No	Sí
Efectos fijos (gobierno)	No	Sí	PSA
Submuestra	No	No	No
Concurrencia	Breslow	Efron	Efron
PHA	0,068	0,179	0,341
VIF	Bajo	Bajo	Bajo
C-Index	0,606	0,627	0,538
Eventos	42	126	126
N	232	232	232
Log Likelihood	-131,493	-559,305	-600,374
AIC	274,986	1.138,610	1.138,610

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$

El modelo después del emparejamiento presenta un coeficiente negativo estadísticamente significativo en la trayectoria y vínculos empresariales ( $e^{\beta} = 0,573$ ,  $CI_{95\%} [0,364, 0,902]$ ,  $p = 0,025$ ), por tanto, esta variable está asociada a **menor riesgo en el gabinete**.


Mejorar la especificación y ajustes de los modelos conduce a resultados más específicos.

## **Demostración en Posit Cloud**

---





Repositorio clonado de  [GitHub](#) – [Zenodo](#), código original para R v4.1.0, en Posit Cloud R v4.2.3 (incorpora chunks embargados).

Esto genera una variación de 3.6 % en los SD de tres variables en los modelos, pero al replicarlo local en la versión original se replican con exactitud (recomiendo packages para local dependency como ['renv'](#)).

## Take Aways

---

- ✓ Las demostraciones son ilustrativas sobre las diferencias entre modelos sin ajustes o placebos y modelos con mejoras en la estimación econométrica o aplicados después de la estimación de **propensity score y el emparejamiento** de los datos.
- ✓ La ausencia de una estrategia econométrica y de identificación causal robusta pueden generar **resultados con sesgo** debido a las especificaciones inadecuadas y el trabajo con datos observacionales.
- ✓ Es relevante una teorización adecuada de los potenciales confounders, los **diagramas causales** pueden ser útiles para aquello. Por otra parte, también existen **distintos algoritmos** para identificar distintos efectos de tratamiento (e.g., NNM, caliper, genetic, etc.).

# Agradecimientos



© 2020 **Training Data Lab** es un grupo de investigación que se enfoca en aplicaciones de ciencia de datos en ciencias sociales en tres áreas interconectadas: **minería de datos**, **modelamiento econométrico** y **aprendizaje automático**.



Universiteit  
Leiden



UNIVERSIDAD  
MAYOR

## Referencias

# Referencias I

- Alcántara, M. (2013). De políticos y política: profesionalización y calidad en el ejercicio público. *Perfiles Latinoamericanos*, 21(41):19–44.
- Angrist, J. D. y Pischke, J.-S. (2015). *Mastering Metrics. The Path from Cause to Effect*. Princeton University Press, Princeton.
- Austin, P. C., Grootendorst, P., y Anderson, G. M. (2007). A comparison of the ability of different propensity score models to balance measured variables between treated and untreated subjects: A Monte Carlo study. *Statistics in Medicine*, 26(4):734–753.
- González-Bustamante, B. (2020). El estudio de las élites políticas gubernamentales en América Latina: Panorama, agendas de investigación y desafíos metodológicos. Working Paper, University of Oxford y Universidad de Santiago de Chile (USACH). DOI: 10.31235/osf.io/syqu4.
- González-Bustamante, B. (2022). Ministerial stability during presidential approval crises: The moderating effect of ministers' attributes on dismissals in Brazil and Chile. *The British Journal of Politics and International Relations*. OnlineFirst.

## Referencias II

- González-Bustamante, B. y Luci, F. (2021). Élités políticas en América Latina: Socialización, trayectorias y capitales. *Pléyade, Revista de Humanidades y Ciencias Sociales*, (28):21–32.
- González-Bustamante, B. y Olivares, A. (2022). Data Set on Chilean Ministers (1990-2014) (Version 3.3.6 – Dry Bonus). Dataset, University of Oxford, Universidad de Santiago de Chile (USACH), Universidad Católica de Temuco (UCT) y Training Data Lab. DOI: 10.5281/zenodo.5744536.
- Hansen, B. B. (2004). Full Matching in an Observational Study of Coaching for the SAT. *Journal of the American Statistical Association*, 99(467):609–618.
- Imai, K. (2017). *Quantitative Social Science: An Introduction*. Princeton University Press, Princeton.
- Joignant, A. (2011). Tecnócratas, technopols y dirigentes de partido: tipos de agentes y especies de capital en las elites gubernamentales de la Concertación (1990-2010). En Joignant, A. y Güell, P., editores, *Notables, tecnócratas y mandarines: Elementos de sociología de las elites en Chile (1990-2010)*. Ediciones Universidad Diego Portales, Santiago.
- Joignant, A. (2012). Habitus, campo y capital. Elementos para una teoría general del capital político. *Revista Mexicana de Sociología*, 74(4):587–618.




## Referencias III

- Joignant, A. y González-Bustamante, B. (2014). El núcleo de la élite política chilena 1990-2010. Proyecto Fondecyt 1100877. Working Paper, Universidad Diego Portales (UDP), Santiago.
- Maillet, A., González-Bustamante, B., y Olivares, A. (2016). ¿Puerta giratoria? Análisis de la circulación público-privada en Chile (2000-2014). Working Paper 7, Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD), Santiago.
- Maillet, A., González-Bustamante, B., y Olivares, A. (2019). Public-Private Circulation and the Revolving Door in the Chilean Executive Branch (2000–2014). *Latin American Business Review*, 20(4):367–387.
- Olmos, A. y Govindasamy, P. (2015). Propensity Scores: A Practical Introduction Using R. *Journal of MultiDisciplinary Evaluation*, 11(25):68–88.

# Muchas gracias por su atención



Presentación compilada con  $\text{\LaTeX}$  y algunos 

 Descargar la última versión desde [GitHub](#)